

**Methoden der Schätzung des gesamtwirt-
schaftlichen Produktionspotentials
und der Produktionslücke**

Klaus Weyerstraß

Mai 2001

Nr. 142

Diskussionspapiere
Discussion Papers

Abteilung Konjunktur und Wachstum

Leitung: Dr. Udo Ludwig

Autor: Dr. Klaus Weyerstraß

Telefon: (0345) 7753-807

Fax: (0345) 7753-820

E-Mail: wey@iwh-halle.de

Diskussionspapiere stehen in der alleinigen Verantwortung der jeweiligen Autoren. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerung des IWH dar.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE (IWH)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)

Telefon: (03 45) 77 53-60

Telefax: (03 45) 77 53-8 20

Internet: <http://www.iwh-halle.de>

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	4
1.1	Problemstellung und Gang der Untersuchung	4
1.2	Produktionspotential und Wirtschaftspolitik	5
2	Unternehmensbefragungen	6
3	Zeitreihenmethoden	6
3.1	„peak to peak“-Methode	7
3.2	Gleitende Durchschnitte	7
3.3	Einfacher und gebrochener Trend.....	8
3.4	Die Trendmethode des Sachverständigenrates	8
3.5	Hodrick-Prescott-Filter	10
3.6	Multivariater Hodrick-Prescott-Filter.....	11
3.7	Methode der unbeobachtbaren Komponenten	13
3.8	Systemschätzung des Produktionspotentials und der NAIRU.....	15
3.9	Beveridge-Nelson-Dekomposition	16
3.10	Strukturelle vektorautoregressive (SVAR) Modelle	17
4	Produktionstheoretische Verfahren	19
4.1	Potentialschätzung mittels einer Produktionsfunktion	19
4.2	capital vintage-Ansatz	21
5	Empirische Ergebnisse	23
6	Produktionspotential und „New Economy“.....	30
7	Zusammenfassung und Ausblick.....	31
	Literaturverzeichnis	32

1 Einleitung

1.1 Problemstellung und Gang der Untersuchung

Für die wirtschaftspolitischen Instanzen stellen das Produktionspotential sowie der daraus abgeleitete gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastungsgrad wichtige Orientierungsgrößen dar. So kann aus einem steigenden Auslastungsgrad auf einen zunehmenden Inflationsdruck geschlossen werden. Auf der anderen Seite wird ein hoher Kapazitätsauslastungsgrad Unternehmen veranlassen, Erweiterungsinvestitionen vorzunehmen.

Da das Produktionspotential, d.h. die Produktionsmöglichkeiten bei einer normalen Auslastung der Kapazitäten, nicht direkt beobachtet werden kann, muss es unter Hinzuziehung anderer Variablen geschätzt werden. Für diese empirische Schätzung stehen verschiedene Methoden zur Verfügung. Diese können danach differenziert werden, ob es sich um reine Zeitreihenverfahren handelt oder ein Rückgriff auf die ökonomische Theorie erfolgt. Zu der ersten Gruppe zählen der einfache lineare Trend, die Methode des gleitenden Durchschnitts, die „peak to peak“-Methode, der Hodrick-Prescott-Filter sowie die unterschiedlichen Verfahren unbeobachtbarer Komponenten. Jene Methoden, welche sich auf die ökonomische Theorie stützen, umfassen neben einer Schätzung des Produktionspotentials mittels einer Produktionsfunktion auch Systemschätzungen des Produktionspotentials gemeinsam mit der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (NAIRU) und der Inflationsrate. Schließlich sind noch strukturelle vektorautoregressive Modelle (SVAR) zu nennen. Dabei handelt es sich um Zeitreihenmethoden, die gewisse aus der Theorie abgeleitete Restriktionen berücksichtigen. Zudem kann der gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastungsgrad durch Unternehmensbefragungen ermittelt werden.

Die einzelnen Verfahren unterscheiden sich nicht nur in Bezug auf die zugrunde liegende Theorie, sondern auch hinsichtlich der implizierten Vollauslastung der Kapazitäten. So resultieren die Trendmethoden in einer Glättung des Verlaufs des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes bzw. der Bruttowertschöpfung, so dass der Kapazitätsauslastungsgrad um den Mittelwert 100 Prozent schwankt. Im Fall der eher auf der ökonomischen Theorie beruhenden Methoden hingegen liegt der normale Kapazitätsauslastungsgrad unter 100 Prozent.

Der vorliegende Beitrag gliedert sich wie folgt. Zunächst wird in Abschnitt 1.2 auf die Relevanz des Produktionspotentials für wirtschaftspolitische Entscheidungen eingegangen. Anschließend wird in Abschnitt 2 die Ermittlung des Produktionspotentials auf der Basis von Befragungen dargestellt. Im dritten Abschnitt werden die Zeitreihenmethoden zur Potentialschätzung vorgestellt. Abschnitt 4 behandelt die produktionstheoretischen Methoden. In Abschnitt 5 werden die Ergebnisse dargestellt, die sich bei Anwendung einiger der in den vorangegangenen Abschnitten diskutierten Verfahren auf Daten der

Bundesrepublik Deutschland ergeben. In Abschnitt 6 wird der Frage nachgegangen, wie die Entwicklungen der „New Economy“ das Produktionspotential beeinflussen und in welcher Weise dies in der empirischen Analyse berücksichtigt werden könnte. Der siebte Abschnitt beschließt die Arbeit mit einer zusammenfassenden Beurteilung der dargestellten Verfahren und einem Ausblick auf weitere Forschungsarbeiten.

1.2 Produktionspotential und Wirtschaftspolitik

Für die wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger stellen Informationen über die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Produktionsmöglichkeiten und des daraus abgeleiteten Kapazitätsauslastungsgrades eine wichtige Grundlage dar. So orientieren sich die beiden Säulen der geldpolitischen Strategie der Europäischen Zentralbank (EZB) neben anderen Indikatoren an der Entwicklung des Produktionspotentials. Zum einen erfordert die Ableitung des Referenzwertes für die Wachstumsrate der Geldmenge M3 neben der gewünschten oder als unvermeidlich angesehenen Inflationsrate und einer Schätzung des Wachstums oder Rückgangs der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes eine Schätzung der Entwicklung des Produktionspotentials. Zum anderen stützt sich die zweite Säule der geldpolitischen Strategie auf unterschiedliche makroökonomische Indikatoren, so unter anderem auf den gesamtwirtschaftlichen Kapazitätsauslastungsgrad. Ein steigender Auslastungsgrad kann auf einen zunehmenden Inflationsdruck hindeuten (vgl. Europäische Zentralbank 1999). Falls die geldpolitischen Instanzen (im Euroraum die EZB) auf einen hohen Kapazitätsauslastungsgrad und die daraus resultierende Inflationsgefahr mit einer restriktiven Geldpolitik reagieren, kann dies zu einer konjunkturellen Abkühlung führen. Dies könnte ein finanzpolitisches Gegensteuern mit steigenden Haushaltsdefiziten hervorrufen.

Daraus wird deutlich, dass das Produktionspotential neben der Geldpolitik auch für andere Bereiche des makroökonomischen Policy-Mix relevant ist. So ermöglicht ein hinter dem Produktivitätswachstum zurück bleibender Lohnanstieg ein hohes inflationsfreies Potentialwachstum.

Zudem spielt das Produktionspotential bei der Bestimmung des strukturellen Budgetdefizits eine Rolle. Dieses resultiert aus den Staatsausgaben und –einnahmen, welche realisiert würden, wenn das tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt dem Produktionspotential entspräche. Das strukturelle Budgetdefizit entspricht mithin dem um konjunkturelle Schwankungen bereinigten Defizit, während das tatsächliche Haushaltsdefizit neben strukturellen auch konjunkturelle Komponenten enthält (vgl. Giorno et. al. 1995, S. 14).

2 Unternehmensbefragungen

Eine Möglichkeit zur Ermittlung des Produktionspotentials besteht in der Nutzung von Daten aus Unternehmensbefragungen. In Deutschland befragt das ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, Unternehmen des Bauhauptgewerbes und des verarbeitenden Gewerbes im Rahmen des Konjunkturtests vierteljährlich nach ihrer Einschätzung des Kapazitätsauslastungsgrades. Konkret lautet die Frage: „Die Ausnutzung unserer Anlagen zur Herstellung von XY (betriebsübliche Vollaustung = 100%) beträgt zur Zeit bis 30, 40, 50, 60, 70, 75, 80, 85, 90, 95, 100, mehr als 100 %“ (vgl. Lindlbauer 1989, S. 133). Aus diesen Angaben kann dann nach geeigneter Aggregation auf den gesamtwirtschaftlichen Kapazitätsauslastungsgrad und damit auf das Produktionspotential geschlossen werden. Dieser Ansatz ist insbesondere mit zwei Problemen behaftet. Zum einen sind in die Befragung ausschließlich Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes und des Bauhauptgewerbes einbezogen. Eine Aussage über den gesamtwirtschaftlichen Kapazitätsauslastungsgrad erfordert in diesem Fall die Annahme, dass entweder in den übrigen Sektoren die Kapazitäten voll ausgelastet sind oder dass sich in den anderen Sektoren die Kapazitätsauslastung parallel zu den in die Befragung einbezogenen Wirtschaftsbereichen entwickelt. Beide Annahmen dürften gleichermaßen problematisch sein. Eine weitere Schwierigkeit, mit der dieser Ansatz behaftet ist, besteht in der generellen Problematik der Aggregation einzelwirtschaftlicher Angaben auf die Gesamtwirtschaft. So kann es etwa aus der Sicht eines einzelnen Unternehmens möglich sein, die Produktion durch die Einstellung zusätzlicher Arbeitskräfte bei gegebenem Kapitalstock weiter auszudehnen. Auf der Ebene der Gesamtwirtschaft jedoch kann bereits eine Personalknappheit vorliegen, die eine Kapazitätsbeschränkung darstellt (vgl. Döpke 1993, S. 3). Dem gegenüber besteht der wesentliche Vorteil dieses Ansatzes in der Tatsache, dass sich die Potentialberechnung auf Primärdaten stützt. Änderungen in den Rahmenbedingungen oder in den Nutzungszeiten der Anlagen fließen direkt in die Befragungsergebnisse ein und wirken sich somit unmittelbar auf den Kapazitätsauslastungsgrad und das Produktionspotential aus (vgl. Müller 1998, S. 83).

Aufgrund der Fragestellung liegt bei diesem Verfahren der normale Kapazitätsauslastungsgrad unter 100 Prozent.

3 Zeitreihenmethoden

Im Folgenden werden die verschiedenen reinen statistischen Verfahren der Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials und des Kapazitätsauslastungsgrades dargestellt.

3.1 „peak to peak“-Methode

Im einfachsten Fall wird das Trendwachstum des Bruttoinlandsproduktes bestimmt, indem zwischen den Werten des Bruttoinlandsproduktes, die in konjunkturellen Höhepunkten realisiert wurden, linear interpoliert wird. Diesem von der Wharton-School entwickelten Ansatz liegen die folgenden Annahmen zugrunde (vgl. Stark-Veitel/Westphal 1985, S. 272):

- während eines konjunkturellen Höhepunktes sind die Kapazitäten voll ausgelastet;
- zwischen zwei konjunkturellen Höhepunkten wächst das Produktionspotential linear;
- seit dem letzten konjunkturellen Höhepunkt wächst das Produktionspotential mit der gleichen Rate wie im vorhergehenden Konjunkturzyklus.

Eine Abwandlung des Verfahrens kann darin bestehen, statt eines zwischen den Spitzen linearen Trendverlaufs ein Polynom höherer Ordnung zu unterstellen.

Definitionsgemäß beträgt bei der „peak to peak“-Methode der Kapazitätsauslastungsgrad in den konjunkturellen Höhepunkten 100 Prozent, während er in jenen Jahren, in denen das Produktionspotential durch Interpolation berechnet wird, unter 100 Prozent liegt. Eine Kapazitätsauslastung von mehr als 100 Prozent ist bei diesem Ansatz nicht möglich.

Der „peak to peak“-Methode sind schwerwiegende Nachteile inhärent, die gegen ihre praktische Anwendung sprechen. Hier ist insbesondere die Tatsache zu nennen, dass ein konjunktureller Höhepunkt häufig erst rückblickend nach einigen Jahren bestimmt werden kann. Dieses Problem ist am aktuellen Rand besonders gravierend. Hier kann lediglich der Trend fortgeschrieben werden, was für die Ermittlung des gegenwärtigen Konjunkturverlaufs jedoch unbefriedigend ist.

3.2 Gleitende Durchschnitte

Ein anderes einfach durchzuführendes Verfahren besteht in der Berechnung gleitender Durchschnitte des realen Bruttoinlandsproduktes (vgl. Deutsche Bundesbank 1995, S. 42 f.). Dieser gleitende Durchschnitt soll als Approximation des Produktionspotentials dienen. Mit zunehmender Länge des Zeitraums, der für die Durchschnittsbildung herangezogen wird, steigt einerseits die Genauigkeit der Berechnung für die Vergangenheit. Auf der anderen Seite nimmt die Unsicherheit am aktuellen Rand zu. Besonders problematisch ist die Tatsache, dass der Trend und somit das Produktionspotential bei dieser Methode von dem gewählten Beobachtungszeitraum abhängt.

Da bei diesem Verfahren, ebenso wie bei der im folgenden Abschnitt behandelten Trendmethode, das Produktionspotential als der geglättete Verlauf des tatsächlichen

Bruttoinlandsprodukts (bzw. der Bruttowertschöpfung) definiert ist, beträgt der normale Kapazitätsauslastungsgrad 100 Prozent. Der tatsächliche Auslastungsgrad schwankt um diesen Mittelwert.

3.3 Einfacher und gebrochener Trend

Eine weitere einfache Methode zur Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials besteht darin, das (logarithmierte) tatsächliche reale Bruttoinlandsprodukt (oder die Bruttowertschöpfung) y auf einen linearen Trend t zu regressieren (ε bezeichnet die Residuen der Regression):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Ein gravierender Nachteil dieser Methode ist in der impliziten Annahme eines über die Zeit konstanten Wachstums des Produktionspotentials zu sehen.

Diesem Nachteil kann dadurch begegnet werden, dass unterstellt wird, dass sich der Trend zwischen den Konjunkturzyklen ändern kann und lediglich innerhalb eines Zyklus konstant ist. In diesem Fall kann der logarithmierte Output durch die Summe der Trends über die Konjunkturzyklen erklärt werden, wobei ein Zyklus als die Periode zwischen zwei BIP-Spitzen definiert ist (vgl. Giorno et. al. 1995, S. 7):

$$y_t = \alpha_i + \sum_{i=1}^n \alpha_i t_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

Auch diese Methode weist schwerwiegende Nachteile auf. Hier ist zunächst die Tatsache zu nennen, dass dem Verfahren die Vorstellung zugrunde liegt, dass der Trend deterministisch ist und Strukturbrüche des Trends ausschließlich auf den Höhepunkten eines jeden Konjunkturzyklus auftreten können. Tatsächlich besteht jedoch kein Grund zu der Annahme, dass der Trend deterministisch sein muss. Zudem erfordert die Schätzung des Trends am aktuellen Rand eine Extrapolation des Trendverlaufs während des vergangenen Konjunkturzyklus, da noch keine Informationen bezüglich eines neuen konjunkturellen Höhepunktes vorliegen. Der Grund hierfür ist darin zu sehen, dass konjunkturelle Spitzen stets erst im nachhinein bestimmt werden können.

3.4 Die Trendmethode des Sachverständigenrates

Der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung berechnet das Produktionspotential auf der Grundlage einer trendmäßigen Kapitalproduktivität des Unternehmenssektors (ohne Land- und Forstwirtschaft, Fischerei sowie Wohnungsvermietung) (vgl. Sachverständigenrat 1997, S. 254 f.). Für die übrigen Wirtschaftsbereiche wird unterstellt, dass die Kapazitäten stets voll ausgelastet sind, so dass in diesen Wirtschaftsbereichen somit die Bruttowertschöpfung dem Produktionspotential entspricht. Für den Unternehmenssektor (mit Ausnahme der Bereiche Land-

und Forstwirtschaft, Fischerei sowie Wohnungsvermietung) wird von der folgenden Relation ausgegangen:

$$P_t^* = k_t^* K_t \quad (3)$$

Das Produktionspotential P^* zum Zeitpunkt t ist definiert als die potentielle Kapitalproduktivität k^* , multipliziert mit dem Kapitalstock K .

Die potentielle Kapitalproduktivität wird in der folgenden Weise geschätzt:

Zunächst wird für den Unternehmenssektor die empirische Kapitalproduktivität gemäß der Relation

$$k_t = \frac{\text{Bruttowertschöpfung real}}{\text{Kapitalstock real}} \quad (4)$$

berechnet.

Anschließend wird für die Stützzeiträume 1963 bis 1975, 1975 bis 1983 sowie 1983 bis 1993 mit der folgenden Regression die Trendkapitalproduktivität geschätzt:

$$\log \hat{k}_t = \log a + t \log b, \quad t = 1963, \dots, 1975; 1975, \dots, 1983; 1983, \dots, 1993 \quad (5)$$

Die Abgrenzung der Stützperioden soll der Tatsache Rechnung tragen, dass sich das Trendwachstum der Kapitalproduktivität im Zeitablauf geändert hat. Die Zeiträume wurden in der Weise gewählt, dass die konjunkturelle Lage am Anfang und Ende der einzelnen Stützperioden jeweils vergleichbar war (vgl. Sachverständigenrat 1993, S. 272).

Die Trendkurve besteht somit aus drei miteinander verbundenen Geraden mit unterschiedlicher Steigung. Die Trendberechnung der Kapitalproduktivität erfolgt, indem die Trendlinie parallel durch den Wert der empirisch ermittelten Kapitalproduktivität verschoben wird, der im Stützbereich am weitesten positiv von der Trendlinie abweicht (vgl. Sachverständigenrat 1997, S. 254):

$$\log k_t^* = a_0 + \log \hat{k}_t, \quad a_0 = \max[\log k_t - \log \hat{k}_t] \quad (6)$$

Die maximale Abweichung der tatsächlichen Kapitalproduktivität von der Trendlinie konnte aufgrund des Vereinigungsbooms im Jahr 1991 beobachtet werden.

Für die Jahre 1960 bis 1962 erfolgt die Berechnung der potentiellen Kapitalproduktivität, indem der Trendwert des Jahres 1963 mit der trendmäßigen Abnahmerate der Kapitalproduktivität im Zeitraum 1963 bis 1975 zurück gerechnet wird. Für den Zeitraum ab 1994 wird der auf die oben geschilderte Weise berechnete Wert der Kapitalproduktivität des Jahres 1993 mit der trendmäßigen Zunahmerate der Kapitalproduktivität des Zeitraums 1983 bis 1993 fortgeschrieben.

Konstruktionsbedingt beträgt bei dieser Methode der maximale Kapazitätsauslastungsgrad 100 Prozent.

Dieses vom Sachverständigenrat angewandte Verfahren besitzt den Vorteil, dass es transparent und einfach anzuwenden ist. Auf der anderen Seite besteht das Problem, dass die Kapitalproduktivität und mithin das Produktionspotential lediglich für den größten Teil des Unternehmenssektors empirisch geschätzt wird, während für die übrigen Wirtschaftsbereiche unterstellt wird, dass die Kapazitäten stets voll ausgelastet sind. Als ein weiterer Einwand kann die Tatsache geltend gemacht werden, dass dieses Verfahren die Annahme impliziert, dass die Kapazität ausschließlich durch den Produktionsfaktor Kapital beschränkt wird.

3.5 Hodrick-Prescott-Filter

Eine der am weitesten verbreitenden Methoden der Potentialschätzung, welche die Unzulänglichkeiten der reinen Zeitreihenverfahren zu vermeiden versucht, besteht in dem Hodrick-Prescott-Filter (vgl. Hodrick/Prescott 1981, 1997). Die Methode erschien bereits 1981 als Diskussionsbeitrag, wurde allerdings erst im Jahr 1997 veröffentlicht.

Bei diesem Ansatz wird das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential durch die Minimierung der folgenden Verlustfunktion geschätzt:

$$L = \sum_{t=1}^S (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 \quad (7)$$

Dabei bezeichnen y_t das tatsächliche reale Bruttoinlandsprodukt, y^* das potentielle BIP, S die Länge des Beobachtungszeitraumes und λ einen Glättungsparameter.

Die Verlustfunktion bestraft somit zum einen Abweichungen des tatsächlichen vom potentiellen Bruttoinlandsprodukt, und zum anderen wird eine Glättung der resultierenden Zeitreihe angestrebt. Der Parameter λ gibt die Stärke dieser Glättung an. Ein großer Wert für λ impliziert eine hohe Bestrafung von Veränderungen im Trend, so dass im Extremfall, d.h. für $\lambda \rightarrow \infty$, die Verlustfunktion durch einen linearen Trend minimiert wird. Im Gegensatz dazu impliziert ein kleiner Wert für λ eine Minimierung der Abweichungen des tatsächlichen vom potentiellen Bruttoinlandsprodukt, so dass im Extremfall, d.h. für $\lambda = 0$, das potentielle dem tatsächlichen BIP entspricht (vgl. Brouwer 1998, S. 6).

Da aus der Anwendung des Hodrick-Prescott-Filters eine geglättete Zeitreihe des tatsächlichen BIP (bzw. der Bruttowertschöpfung) resultiert, beträgt der Mittelwert des implizierten Kapazitätsauslastungsgrades 100 Prozent. Der empirische Auslastungsgrad schwankt um diesen Wert.

Mit der Abhängigkeit des Produktionspotentials von der Wahl des Parameters λ wurde bereits eine der wesentlichen Schwächen dieser Methode angesprochen. In der prakti-

schen Anwendung werden häufig jene Werte verwendet, die ursprünglich von Hodrick und Prescott angegeben wurden. Dies sind 100 für Jahresdaten, 1600 für Quartalsdaten und 14400 für Monatsdaten. Für die Wahl von λ können verschiedene Kriterien herangezogen werden (vgl. Giorno et. al. 1995, S. 9). Der ursprünglich von Hodrick und Prescott gewählte Ansatz besteht darin, λ derart zu setzen, dass das Verhältnis aus der Varianz des potentiellen und der Varianz des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes konstant ist. Da der Parameter λ jedoch von dem (unbekannten) datenerzeugenden Prozess abhängt, ist eine optimale Bestimmung des Parameters nicht möglich.

Ein weiteres Problem, das dem Hodrick-Prescott-Filter inhärent ist, besteht in der Tatsache, dass bei diesem Verfahren die Datenpunkte am Ende der Periode ein höheres Gewicht erhalten als die Beobachtungen in der Mitte des Zeitraumes. Gerade die aktuellen Werte sind bei Vorliegen neuer Informationen jedoch häufig Revisionen unterworfen. Somit impliziert das Endpunktproblem, dass die Potentialschätzung am aktuellen Rand, mithin in jener Periode, die für die Konjunkturbeobachtung von besonderem Interesse ist, mit der größten Unsicherheit behaftet ist (vgl. Brouwer 1998, S. 8).

Zudem kann der mechanistische Hodrick-Prescott-Filter ein falsches Konjunkturmuster produzieren, wenn zu stark über vorhandene Strukturbrüche hinweg geglättet wird (vgl. Harvey/Jaeger 1993).

3.6 Multivariater Hodrick-Prescott-Filter

Der einfache Hodrick-Prescott-Filter berücksichtigt, ebenso wie die übrigen bisher beschriebenen Methoden, keine Informationen über strukturelle Einflussfaktoren des Produktionspotentials. Es wird ausschließlich aus der Entwicklung des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes bzw. der Bruttowertschöpfung in der Vergangenheit auf das Produktionspotential geschlossen. Im Gegensatz dazu versucht der multivariate Hodrick-Prescott-Filter, der auf Laxton/Tetlow (1992) zurück geht, aus der ökonomischen Theorie abgeleitete Informationen über die Determinanten der Entwicklung des Produktionspotentials zu nutzen (vgl. auch Brouwer 1998, S. 9-15; Conway/Hunt 1997). Dabei werden in dem oben in Gleichung (7) dargestellten Hodrick-Prescott-Filter zusätzlich die Residuen $\varepsilon\pi$ aus der Phillips-Kurve (Gleichung (9)), die Störterme εu aus der Okun's law-Beziehung (Gleichung (10)) sowie die Residuen ε_{cu} aus der Kapazitätsauslastungs-Gleichung (11) berücksichtigt, so dass der erweiterte Hodrick-Prescott-Filter gemäß Gleichung (8) resultiert.

$$L = \sum_{t=1}^S (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} (\Delta y_{t+}^* - \Delta y_t^*)^2 + \sum_{t=1}^S \mu_t \varepsilon_{\pi,t}^2 + \sum_{t=1}^S \beta_t \varepsilon_{u,t}^2 + \sum_{t=1}^S \gamma_t \varepsilon_{cu,t}^2 \quad (8)$$

$$\pi_t = \pi_t^e + A(L)(y_t - y_t^*) + \varepsilon_{\pi,t} \quad (9)$$

$$u_t = NAIRU_t - B(L)(y_t - y_t^*) + \varepsilon_{u,t} \quad (10)$$

$$cu_t = cu_t^* + C(L)(y_t - y_t^*) + \varepsilon_{cu,t} \quad (11)$$

$A(L)$, $B(L)$ und $C(L)$ stellen Lag-Operatoren dar.¹

Gemäß der Phillips-Kurven-Beziehung (9) liegt die tatsächliche Inflationsrate π über der erwarteten π^e , wenn das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt das Produktionspotential übersteigt. Gleichung (10), die auf Okun (1962) zurückgeht, besagt, dass die tatsächliche Arbeitslosenquote u nur dann unterhalb der inflationsstabilen Arbeitslosenquote $NAIRU$ liegt, wenn das tatsächliche BIP das potentielle übersteigt. Nach Gleichung (11) schließlich liegt der von den Unternehmen in Umfragen bekannt gegebene Kapazitätsauslastungsgrad cu über dem langfristigen Trend cu^* , wenn das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt das potentielle übersteigt.

Der einfache Hodrick-Prescott-Filter aus Gleichung (7) wurde mithin in zwei Richtungen erweitert: Zum einen können die Gewichte μ_t , β_t und γ_t , mit denen die Beziehungen (9) bis (11) in die Schätzung einfließen, als zeitvariabel modelliert werden. Dadurch ist es möglich, Informationen aus anderen Quellen einzubeziehen. Ausreißer in den betroffenen Residuen ε_{π} , ε_u und ε_{cu} in einzelnen Jahren können auf diese Weise ein geringeres Gewicht erhalten. Zudem fließen durch die Phillips-Kurve sowie Okun's law Informationen über den Output-Inflations-Zusammenhang und den Output-Arbeitslosigkeits-Zusammenhang in die Berechnung des Produktionspotentials ein (vgl. Laxton/Tetlow 1992, S. 18).

Bei der empirischen Schätzung der Gleichungen (9) bis (11) besteht das Problem, dass diese unter anderem das noch unbekannte Produktionspotential enthalten. Somit muss in einem ersten Schritt ein Startwert für das potentielle Bruttoinlandsprodukt ermittelt werden, was im Allgemeinen durch Anwendung des einfachen Hodrick-Prescott-Filters geschieht.

Die Phillips-Kurven-Spezifikation (9) erfordert zudem Annahmen bezüglich der Inflationserwartungen π^e . Diese können beispielsweise als ein gewichteter Durchschnitt aus verzögerten Werte der realisierten Inflationsrate sowie der Steigerungsrate eines Importpreisindex modelliert werden, wobei die Summe der Gewichte eins betragen muss (vgl. Brouwer 1998, S.11).

¹ D.h. $A(L)z_t = (a_0 + a_1L + a_2L^2 + \dots)z_t = a_0z_t + a_1z_{t-1} + a_2z_{t-2} + \dots$

Mit der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (NAIRU) enthält auch Gleichung (10) eine nicht beobachtbare Variable. Näherungsweise kann diese durch die Trend-Arbeitslosenquote approximiert werden. Diese wiederum kann durch Anwendung des einfachen Hodrick-Prescott-Filters auf die Zeitreihe der beobachteten Arbeitslosenquote ermittelt werden (vgl. Conway/Hunt 1997, S. 8).

In Gleichung (11) könnte als ein Maß für die normale Kapazitätsauslastung cu^* der langjährige Durchschnitt des ifo Kapazitätsauslastungsgrades herangezogen werden.

Nach Schätzung der Gleichungen (9) bis (11) stellt sich die Frage nach der optimalen Wahl der Gewichte μ_t , β_t und γ_t . Eine Möglichkeit besteht darin, diese Gewichte gemäß der relativen Unsicherheit der einzelnen Schätzungen zu bemessen. Dies würde bedeuten, dass die Beziehung mit der größten Varianz in den Residuen das geringste Gewicht erhält (vgl. Laxton/Tetlow 1992, S. 19).

In einer zusammenfassenden Beurteilung des multivariaten Hodrick-Prescott-Filters kann festgehalten werden, dass diese Methode dem einfachen Hodrick-Prescott-Filter wie auch den übrigen bisher behandelten Zeitreihenmethoden sowie der Potentialschätzung allein auf Basis von Umfragen überlegen ist, da auch aus der ökonomischen Theorie abgeleitete Informationen über strukturelle Zusammenhänge einbezogen werden. Genau diese Tatsache kann jedoch von Anhängern reiner Zeitreihenmethoden kritisiert werden. Falls nämlich die der Phillips-Kurven-Beziehung sowie Okun's law zugrunde liegende Theorie falsch ist, werden auch die auf Basis dieser Informationen ermittelten Schätzungen des Produktionspotentials verzerrt sein. Allerdings können sowohl die Okun's law-Beziehung als auch die Phillips-Kurve in der oben angegebenen Variante, d.h. in der um Erwartungen erweiterten Form, als empirisch gut abgesichert angesehen werden.

3.7 Methode der unbeobachtbaren Komponenten

Der Grundgedanke dieser Methode besteht darin, dass sowohl das Produktionspotential als auch die Produktionslücke nicht beobachtbar sind, so dass es sich anbietet, eine Zeitreihe in diese Komponenten zu zerlegen und mit der für das Schätzen unbeobachtbarer Komponenten entwickelten Methode des Kalman-Filters zu schätzen. Dies soll anhand des folgenden Beispiels verdeutlicht werden (vgl. Brouwer 1998, S. 15 f.).

Es wird unterstellt, dass der Output (y) additiv in zwei voneinander unabhängige Komponenten zerlegt werden kann: Eine permanente Komponente (y^p) und eine transitorische oder konjunkturelle Komponente (z), wobei der permanente Teil als das Produktionspotential und der transitorische Teil als Produktionslücke definiert ist:

$$y = y^p + z \quad (12)$$

Es wird unterstellt, dass das Produktionspotential einem Random Walk mit Drift, d.h. einem stochastischen Trend, folgt:

$$y_t^p = \mu^y + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^y, \quad (13)$$

wobei μ^y den Drift oder Trend und ε_t^y die Residuen bezeichnen.

Weiterhin wird angenommen, dass die Produktionslücke einem autoregressiven Prozess zweiter Ordnung AR(2) folgt:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \varepsilon_t^z \quad (14)$$

Für die Schätzung muss das Modell in der State-Space-Form spezifiziert werden, so dass sich das folgende Gleichungssystem ergibt (vgl. Brouwer 1998, S. 28):

$$[y_t] = [0 \quad 1 \quad 1 \quad 0] \begin{bmatrix} \mu_t^y \\ y_t^p \\ z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} \quad (15)$$

und

$$\begin{bmatrix} \mu_t^y \\ y_t^p \\ z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1}^y \\ y_{t-1}^p \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^z \end{bmatrix} \quad (16)$$

Dieses System wird mit dem Kalman-Filter geschätzt. Dabei handelt es sich um einen iterativen Lösungsalgorithmus, der Schätzungen der unbeobachtbaren Variablen für die Prognose der beobachtbaren Variablen verwendet. Basierend auf den Prognosefehlern, werden diese Schätzungen in einem iterativen Prozess schrittweise verbessert.

Da bei diesem Verfahren das Produktionspotential einem stochastischen Trend folgt und das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt um diesen Trend schwankt, kann die Produktionslücke sowohl positiv als auch negativ sein, d.h. der implizierte Kapazitätsauslastungsgrad schwankt um den Mittelwert von 100 Prozent. Dies gilt ebenso für die in den folgenden Abschnitten 3.8 und 3.9 dargestellten Methoden.

Als Vorteil der Methode der unbeobachtbaren Komponenten kann angeführt werden, dass das nicht beobachtbare Produktionspotential mittels eigens für die Schätzung nicht beobachtbarer Variablen entwickelter Verfahren approximiert wird. Andererseits fließen keine strukturellen Informationen über die Einflussfaktoren des Produktionspotentials in die Schätzung ein. Zudem hängt die Schätzung von der Spezifikation der autoregressiven Struktur des Produktionspotentials und der Produktionslücke ab.

3.8 Systemschätzung des Produktionspotentials und der NAIRU

In einer bivariaten Erweiterung der Methode der unbeobachtbaren Komponenten können das Produktionspotential und die inflationsstabile Arbeitslosenquote (non accelerating inflation rate of unemployment – NAIRU) simultan geschätzt werden (vgl. Apel/Jansson 1999; Cerra/Saxena 2000, S. 14 f.). Dies soll anhand des folgenden Beispiels verdeutlicht werden. Den Ausgangspunkt bildet das aus drei Gleichungen bestehende System (17):

$$\begin{bmatrix} y_t \\ u_t \\ \Delta\pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \phi & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \eta & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^P \\ u_t^N \\ u_t - u_t^N \\ u_{t-1} - u_{t-1}^N \end{bmatrix} + Z_t + \begin{bmatrix} e_t^{ol} \\ 0 \\ e_t^{pc} \end{bmatrix} \quad (17)$$

Die erste Gleichung repräsentiert Okun's law, wonach das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt das Produktionspotential übersteigen kann, wenn die tatsächliche unter der natürlichen Unterbeschäftigung liegt. Die dritte Gleichung entspricht einer Phillips-Kurve, die besagt, dass die Änderung der Inflationsrate von nachfrageseitigen Schocks, die sich in einer Abweichung der tatsächlichen Arbeitslosenquote von der NAIRU niederschlagen, und von angebotsseitigen Schocks Z abhängt. Apel/Jansson (1999) berücksichtigen als angebotsseitige Schocks Veränderungen des Ölpreises, der Importpreise, der Arbeitsproduktivität, des realen effektiven Wechselkurses sowie in der Mehrwertsteuergesetzgebung.

Die unbeobachtbaren Komponenten entwickeln sich gemäß der folgenden Transformationsgleichungen:

$$\begin{bmatrix} y_t^P \\ u_t^N \\ u_t - u_t^N \\ u_{t-1} - u_{t-1}^N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_1 & \lambda_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^P \\ u_{t-1}^N \\ u_{t-1} - u_{t-1}^N \\ u_{t-2} - u_{t-2}^N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^{yp} \\ e_t^n \\ e_t^c \\ 0 \end{bmatrix} \quad (18)$$

Das Produktionspotential folgt einem stochastischen Trend, während die konjunkturellen oder transitorischen Komponenten als autoregressive Prozesse zweiter Ordnung modelliert werden.

Als Vorteil dieses Ansatzes kann, wie im Fall des multivariaten Hodrick-Prescott-Filters, angeführt werden, dass in die Potentialschätzung aus der ökonomischen Theorie abgeleitete strukturelle Determinanten einfließen. Diese schlagen sich in der Phillips-Kurve sowie der Okun's law-Beziehung nieder.

3.9 Beveridge-Nelson-Dekomposition

Ähnlich wie bei der Methode der unbeobachtbaren Komponenten, geht auch der Ansatz der Beveridge-Nelson (BN)-Dekomposition davon aus, dass eine Zeitreihe in einen permanenten und einen transitorischen Teil zerlegt werden kann. Der Unterschied besteht darin, dass im Falle der Methode der unbeobachtbaren Komponenten Schocks, die auf die beiden Teile der Zeitreihe einwirken, unkorreliert sind, während bei der Beveridge-Nelson-Dekomposition dieselben Schocks auf die permanente und die transitorische Komponente einwirken, da diese perfekt miteinander korreliert sind (vgl. Cerra/Saxena 2000, S. 6). Das BN-Verfahren wurde ursprünglich von Beveridge/Nelson (1981) für den univariaten Fall entwickelt und später von Evans/Reichlin (1994) in einem multivariaten Kontext weiterentwickelt.

Die grundlegende Idee der BN-Dekomposition besteht darin, einen ARIMA („autoregressive, integrated, moving average“-) Prozess (y) als Summe aus einer permanenten (y^P) und einer transitorischen (y^T) Komponente darzustellen:

$$y_t = y_t^P + y_t^T \quad (19)$$

In Bezug auf die transitorische Komponente wird unterstellt, dass sie stationär ist und um die permanente Komponente schwankt.

Die nicht-stationäre Zeitreihe y kann durch Differenzieren in eine stationäre Zeitreihe transformiert werden. Diese besitzt die folgende Wold-Repräsentation:

$$\Delta y_t = \mu + A(L)\varepsilon_t \quad (20)$$

Dabei bezeichnen Δy_t die erste Differenz von y , d.h. $y_t - y_{t-1}$, und $A(L)$ das Lag-Polynom

$$A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j ; L^j \text{ stellt den Lagoperator dar, d.h. } L^1 y = y_{t-1}, L^j y = y_{t-j}.$$

Gemäß der Wold-Repräsentation hängt die endogene Variable ausschließlich von einer Konstanten μ sowie den Fehlertermen ε der Vergangenheit ab, d.h. es handelt sich um eine MA („moving average“-) Repräsentation.

Da sich das Niveau der Zeitreihe y in Periode t als die Summe der kumulierten Differenzen der Vergangenheit ergibt, lässt sich der Output y_t gemäß der Wold-Repräsentation in der folgenden Weise darstellen:

$$y_t = t\mu + A(1) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \sum_{i=0}^{\infty} \left[- \sum_{j=i+1}^{\infty} A_j \right] \varepsilon_{t-i} \quad (21)$$

Diese Beveridge-Nelson-Dekomposition kann nun als die Zerlegung des Outputs y in eine permanente und eine transitorische Komponente interpretiert werden. Dabei entspricht die Summe aus dem ersten und zweiten Term in Gleichung (21) der permanenten Komponente:

$$y^p = t\mu + A(1)\sum_{i=1}^t \varepsilon_i, \quad (22)$$

und der letzte Term entspricht der transitorischen Komponente:

$$y^T = \sum_{i=0}^{\infty} \left[- \sum_{j=i+1}^{\infty} A_j \right] \varepsilon_{t-i} \quad (23)$$

Wie Johansen (1991, S. 1559-1661) gezeigt hat, kann der hier interessierende permanente Teil y^p der Zeitreihe, der als das Produktionspotential identifiziert werden kann, aus den Parametern und den Residuen eines autoregressiven Modells oder, im multivariaten Fall, d.h. bei Einbeziehen weiterer Variablen, eines vektorautoregressiven (VAR) Modells berechnet werden.

3.10 Strukturelle vektorautoregressive (SVAR) Modelle

Der in diesem Abschnitt vorgestellte Ansatz stammt aus der Neoklassischen Synthese und identifiziert das Produktionspotential als die aggregierte Angebotskapazität einer Volkswirtschaft und sieht konjunkturelle Schwankungen durch Veränderungen in der aggregierten Nachfrage verursacht (vgl. Cerra/Saxena 2000, S. 10 f.). Basierend auf einem strukturellen vektorautoregressiven (SVAR) Modell für Output und Arbeitslosigkeit, identifizieren Blanchard und Quah (1989) strukturelle Angebots- und Nachfrageschocks, indem sie unterstellen, dass erstere einen permanenten und letztere lediglich einen vorübergehenden Einfluss auf die Produktion ausüben. In einem VAR-Modell werden sämtliche Variablen als endogen betrachtet. Jede Variable wird durch ihre eigene Entwicklung in der Vergangenheit und die Vergangenheitswerte aller anderen Variablen bestimmt. Dabei entsteht das Problem der Identifikation der zu berücksichtigenden langfristigen Beziehungen. Bei dem Ansatz von Blanchard und Quah erfolgt die Identifikation durch die o.g. Annahme bezüglich der unterschiedlichen Wirkungen von Angebots- und Nachfrageschocks. Aus der Tatsache, dass die Identifikation durch Rückgriff auf die ökonomische Theorie erfolgt, resultiert der Begriff „strukturelles“ vektorautoregressives Modell im Gegensatz zum unrestringierten VAR, das vollständig ohne ökonomische Theorie auskommt.

Die generelle Vorgehensweise bei diesem Ansatz soll im Folgenden verdeutlicht werden (vgl. Blanchard/Quah 1989, S. 657):

Sei X der Vektor der beiden zu berücksichtigenden stationären Variablen BIP-Wachstum (ΔY) und Arbeitslosenquote (U), d.h. $X = (\Delta Y, U)'$ und e der Vektor der Schocks, d.h. des Nachfrageschocks e_d und des Angebotsschocks e_s , d.h. $e = (e_d, e_s)'$. Dann kann der Vektor X in Periode t als die Summe der Auswirkungen der beiden Schocks in der Vergangenheit ausgedrückt werden:

$$X_t = A_0 e_t + A_1 e_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} A_j e_{t-j} \quad (24)$$

Die Matrix A_0 enthält die gegenwärtigen Wirkungen der Schocks auf das Outputwachstum und die Arbeitslosenquote.

Die Restriktion, dass der Nachfrageschock e_d keine langfristigen Auswirkungen auf das Niveau des Bruttoinlandsproduktes Y hat, kommt darin zum Ausdruck, dass sich die Elemente $a_{11}(j)$, $j = 1, 2, \dots$ zu Null aufsummieren.

Bei der empirischen Schätzung dieses Gleichungssystems besteht das Problem, dass die Schocks oder Störterme e_d und e_s nicht beobachtbar sind. Da jedoch der Vektor X stationär ist, besitzt er eine Wold-Repräsentation und kann somit in eine Moving Average-Darstellung umgeformt werden:

$$X_t = v_t + C_1 v_{t-1} + C_2 v_{t-2} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C_j v_{t-j} \quad (25)$$

In dieser Form wird der Vektor X in Periode t durch die Fehlerterme (oder Innovationen) v in der Vergangenheit erklärt.

Aus Gleichungen (24) und (25) wird deutlich, dass zwischen dem Vektor v der Innovationen und dem Vektor e der Nachfrage- und Angebotsschocks die Beziehung $v = A_0 e$ besteht und dass zudem $A_j = C_j A_0$, $j = 1, \dots$ gilt.

Durch die Restriktionen, die sich aus den Annahmen bezüglich der Schocks ergeben, ist die Matrix A_0 eindeutig identifiziert.

Die Ermittlung des Produktionspotentials mittels eines strukturellen VAR erfolgt somit in den folgenden Schritten: Zunächst wird ein unrestringiertes vektorautoregressives Modell in den Variablen BIP-Wachstum ΔY und Arbeitslosenquote U (auch die Einbeziehung weiterer Variablen ist möglich) geschätzt und invertiert, um Gleichung (25) zu erhalten. Anschließend wird die Matrix A_0 konstruiert. Diese wird verwendet, um die Matrix $A_j = C_j A_0$ sowie die Schocks $e_t = A_0^{-1} v_t$ zu ermitteln. Dies ergibt Output und Arbeitslosigkeit als Funktionen gegenwärtiger und vergangener Nachfrage- und Angebotschocks.

Auch bei dieser Methode beträgt der normale Kapazitätsauslastungsgrad 100 Prozent, so dass die Produktionslücke sowohl positive als auch negative Werte annehmen kann.

Eine Erweiterung des Ansatzes auf den trivariaten Fall mit den Variablen Bruttoinlandsprodukt, Konsum und Investitionen, jeweils als Pro-Kopf-Größen, sowie auf ein Modell mit sechs Variablen, in dem zusätzlich zu den genannten realwirtschaftlichen Aggregaten noch die Geldmenge, ein Zinssatz und das Preisniveau berücksichtigt werden, findet sich bei King et. al. (1991).

Gegen diesen Ansatz können die folgenden Vorbehalte geltend gemacht werden (vgl. Cerra/Saxena 2000, S. 12 f.). Hier ist zunächst der Kritikpunkt zu erwähnen, dass die Identifikation der Restriktionen nicht in allen Fällen korrekt sein muss. Dies gilt dann, wenn die Arbeitslosenquote (oder eine andere einbezogene Variable) keinen guten Indikator zur Identifikation der konjunkturellen Komponente im Output darstellt. Zudem ist die Anzahl unterschiedlicher Schocks auf die Zahl der berücksichtigten Variablen (in obigem Beispiel also zwei) beschränkt.

Als Vorteil im Vergleich zu den weiter oben dargestellten einfachen Zeitreihenmethoden („peak-to-peak“-Methode, gleitende Durchschnitte, einfacher und gebrochener Trend, Hodrick-Prescott-Filter) besteht bei diesem Ansatz kein Endpunktproblem.

4 Produktionstheoretische Verfahren

Im Gegensatz zu den reinen Zeitreihenmethoden berücksichtigen die produktionstheoretischen Ansätze explizit die aus der ökonomischen Theorie abgeleiteten strukturellen Einflussfaktoren des Produktionspotentials.

4.1 Potentialschätzung mittels einer Produktionsfunktion

Bei diesem Verfahren wird eine Produktionsfunktion geschätzt, in der das tatsächliche reale Bruttoinlandsprodukt oder die reale Bruttowertschöpfung durch den realen Kapitalstock, den Arbeitseinsatz und den technischen Fortschritt erklärt wird. Die einzelnen Ansätze unterscheiden sich danach, ob davon ausgegangen werden kann, dass der funktionale Zusammenhang durch eine CES-Produktionsfunktion oder speziell durch eine Cobb-Douglas-Funktion abgebildet werden kann.

Am Beispiel der von der OECD angewandten Methode soll dieses Verfahren verdeutlicht werden (vgl. Giorno et. al. 1995, S. 9-12). Den Ausgangspunkt bildet die folgende Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, die für den Unternehmenssektor geschätzt wird:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln N_t + (1 - \alpha) \ln K_t + e_t \quad (26)$$

Dabei bezeichnen Y die tatsächliche Bruttowertschöpfung, N die tatsächliche Beschäftigung, K den Kapitalstock und α die partielle Produktionselastizität des Faktors Arbeit. Die Residuen e_t der Regression beinhalten die totale Faktorproduktivität. In der Schätzung wird für den Parameter α der Anteil des Einkommens aus unselbständiger Arbeit am Volkseinkommen verwendet, was die Annahme vollkommener Konkurrenz impliziert und somit einen Kritikpunkt an diesem Ansatz darstellt. Darüber hinaus muss hier die Annahme konstanter Skalenerträge als problematisch angeführt werden. Zudem impliziert die Cobb-Douglas-Funktion eine konstante Substitutionselastizität von minus Eins zwischen den Faktoren Arbeit und Kapital.

Der Trendwert der totalen Faktorproduktivität e^* wird geschätzt, indem zunächst Gleichung

chung (26) geschätzt und anschließend auf die resultierende Zeitreihe der Residuen e_t der in Abschnitt 3.5 diskutierte Hodrick-Prescott-Filter angewendet wird.

Dieser Trendwertwert e^* wird, gemeinsam mit der natürlichen Beschäftigung N^* , verwendet, um gemäß folgender Gleichung das Produktionspotential Y^* zu berechnen:

$$\ln Y_t^* = \ln A_t + \alpha \ln N_t^* + (1 - \alpha) \ln K_t + e_t^* \quad (27)$$

Aufgrund der Anwendung des Hodrick-Prescott-Filters treffen auch hier die bereits in Abschnitt 3.5 angeführten Kritikpunkte zu.

Der Schätzung der natürlichen Beschäftigung N^* liegt der folgende Ansatz zugrunde:

$$N^* = LFS(1 - NAWRU) - EG \quad (28)$$

In dieser Gleichung bezeichnen LFS das geglättete Arbeitsangebot („smoothed labor force“), EG die Beschäftigung im öffentlichen Sektor sowie NAWRU jene Arbeitslosenquote, bei welcher kein Inflationsschub durch Lohnerhöhungen ausgelöst wird („non-accelerating wage rate of unemployment“).

Das geglättete Arbeitsangebot LFS wird als Produkt aus der Bevölkerung im arbeitsfähigen Alter und der trendmäßigen Erwerbsbeteiligungsquote gebildet.

Die Berechnung der NAWRU beruht auf der Annahme, dass die Veränderung der Lohnwachstumsrate proportional zu der Differenz zwischen tatsächlicher Arbeitslosigkeit und der NAWRU ist:

$$D^2 \log W = -a(U - NAWRU), \quad a > 0 \quad (29)$$

Dabei bezeichnen W den Lohnsatz, U die tatsächliche Arbeitslosenquote und D den Differenzoperator, d.h. $D^2 \log W$ entspricht der Veränderung der Lohnwachstumsrate.

Wenn zusätzlich unterstellt wird, dass die NAWRU zwischen zwei aufeinanderfolgenden Perioden konstant ist ($D \text{ NAWRU} = 0$), ergibt sich für den Parameter a die folgende Beziehung:

$$a = -D^3 \log W / D U \quad (30)$$

Für die Arbeitslosenquote, bei welcher der Lohnsatz konstant bleibt, gilt dann:

$$NAWRU = U - (D U / D^3 \log W) \cdot D^2 \log W \quad (31)$$

Durch die Berücksichtigung der modifizierten Form einer natürlichen Unterbeschäftigung liegt bei dieser Methode im Normalfall das potentielle über dem tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt. Ein Kapazitätsauslastungsgrad von 100 Prozent würde sowohl eine Vollauslastung des Kapitalstocks als auch eine Vollbeschäftigung des Arbeitskräfteangebots voraussetzen.

Als problematisch muss bei diesem Ansatz angeführt werden, dass die Schätzung des Produktionspotentials nicht beobachtbare Größen wie Quartalsdaten des Kapitalstocks

sowie das um die natürliche Arbeitslosigkeit bereinigte Arbeitsangebot erfordert. Kapitalstockdaten sind häufig unzuverlässig und liegen zudem lediglich in Form von Jahresdaten vor. Eine Schätzung von Quartalsdaten des Produktionspotentials erfordert somit eine unterjährige Interpolation des Kapitalstocks aus Investitionsdaten und aus der Vergangenheit fortgeschriebenen Abschreibungsraten.

Zudem bestehen unterschiedliche Auffassungen darüber, wie der technische Fortschritt in der Produktionsfunktion berücksichtigt werden sollte (vgl. Europäische Zentralbank 2000, S. 42). Des weiteren existieren unterschiedliche empirische Studien darüber, ob die Technologie auf gesamtwirtschaftlicher Ebene eher durch eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion oder durch eine CES-Funktion beschrieben werden kann.

4.2 capital vintage-Ansatz

Ein weiteres auf der Produktionstheorie beruhendes Verfahren zur Potentialberechnung, das auch vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung angewandt wird (vgl. Görgig 1985, 2000), geht von der Annahme aus, dass zwar ex ante, nicht jedoch ex post Substitutionalität zwischen den Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital besteht, so dass sich eine Produktionsfunktion jeweils nur auf einen einzelnen Investitionsjahrgang beziehen kann. Für den bereits installierten Kapitalstock hingegen besteht Limitationalität zwischen den Einsatzfaktoren. Der grundlegende Vorteil dieser auch als „putty clay“-Ansatz bekannten Methode besteht in der expliziten Berücksichtigung der Altersstruktur des Kapitalbestandes. Eine genaue Beschreibung des Verfahrens findet sich bei Stark-Veitel/Westphal (1985).

Den Ausgangspunkt der Potentialschätzung bildet die Vorstellung, dass das Produktionspotential vor allem durch den Faktor Kapital begrenzt wird. Das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt Y bestimmt sich definitionsgemäß als das Produkt aus dem Kapazitätsauslastungsgrad kap und dem Produktionspotential Y^* , welches sich wiederum aus der gewichteten Summe der in der Vergangenheit installierten Kapitalgüter, die sich zum Zeitpunkt t noch im Gebrauch befinden, ergibt. Die Gewichte bilden die Kapitalproduktivitäten $k_{t,t-i}$ der zurückliegenden Jahre.

$$Y_t = kap_t \cdot Y_t^* = kap_t \cdot \sum_{i=0}^m k_{t,t-i} \cdot I_{t,t-i} \quad (32)$$

Die Berechnung des Produktionspotentials auf Basis dieser Funktion sieht sich mit dem Problem konfrontiert, dass die amtliche Statistik weder bezüglich der zum Zeitpunkt t vorhandenen Kapitalgüter noch zu den jahrgangsspezifischen Kapitalproduktivitäten Daten bereit stellt. Somit müssen diese Angaben approximiert werden.

Die näherungsweise Bestimmung der zu einem bestimmten Zeitpunkt noch installierten Kapitalgüter erfolgt mittels Überlebensfunktionen $g(v)$, die angeben, welcher Anteil eines Kapitalgüterjahrgangs nach v Jahren noch im Produktionsprozess eingesetzt wird.

Für die zum Zeitpunkt $t-v$ getätigten Investitionen, die in Periode t noch installiert sind, gilt dann folgende Beziehung:

$$I_{t,t-v} = g(v) \cdot I_{t-v,t-v} \quad (33)$$

Bei Gültigkeit der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen

$$Y_t = AL_t^\beta K_t^{1-\beta} e^{\gamma_t} \quad (34)$$

und bei vollkommener Konkurrenz ist die kostenminimale Arbeitsproduktivität näherungsweise durch den folgenden Ausdruck gegeben:

$$k_{t,t-v} = A \cdot \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^\beta \left(\frac{c_{t-v}}{w_{t-v}} \right)^\beta e^{\beta \gamma_{t-v}} \quad (35)$$

Dabei stellen c_{t-v} und w_{t-v} die Kapitalkosten bzw. den Lohnsatz zum Zeitpunkt $t-v$ dar.

Eingesetzt in die obige Definitionsgleichung für das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt bzw. die Bruttowertschöpfung Y_t , ergibt sich in logarithmierter Form die folgende Schätzgleichung, in der ε_t die Residuen bezeichnen:

$$\log Y_t = \mu_0 + \mu_1 \log kap_t + \mu_2 \log \left\{ \sum_{v=1}^m A \cdot \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^\beta \left(\frac{c_{t-v}}{w_{t-v}} \right)^\beta e^{\beta \gamma_{t-v}} \cdot I_{t-v,t-v} \cdot g(v) \right\} + \varepsilon_t \quad (36)$$

Bei der ökonometrischen Schätzung kann der zunächst noch unbekannte Kapazitätsauslastungsgrad durch den weiter oben in Abschnitt 2 beschriebenen ifo Auslastungsgrad approximiert werden. Nachdem die Koeffizienten μ_0 , μ_1 und μ_2 geschätzt wurden, kann unter Verwendung des durchschnittlichen ifo Kapazitätsauslastungsgrades das Produktionspotential berechnet werden. Durch die Verwendung des durchschnittlichen ifo Auslastungsgrades liegt bei diesem Verfahren das Produktionspotential stets über dem tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt.

Der Vorteil dieses Ansatzes besteht darin, dass explizit die Altersstruktur des Kapitalstocks berücksichtigt wird. Zudem kann neben dem Produktionspotential auch konsistent das mit dem installierten Kapitalstock verbundene Arbeitsplatzpotential bestimmt werden. Ein Schwachpunkt kann darin gesehen werden, dass die Schätzgleichung hochgradig nicht-linear ist. Aus diesem Grund führt das DIW die Schätzung in einem iterativen Verfahren durch, in welchem die gesuchten Parameter derart bestimmt werden, dass eine Zielfunktion minimiert wird. Diese Zielfunktion berücksichtigt Abweichungen der potentiellen Arbeitsproduktivität und Kapitalintensität von ihren beobachteten historischen Werten. Dabei werden die Potentialwerte in der Weise normiert, dass die Kapazi-

tätsauslastung in der Regel 90 Prozent nicht überschreitet. Daraus wird ersichtlich, dass dieses Verfahren zahlreiche Approximationen und Annahmen erfordert.

5 Empirische Ergebnisse

Die folgenden Abbildungen 1 bis 5 zeigen das Produktionspotential sowie die Produktionslücke in Prozent des jeweiligen Produktionspotentials bei Anwendung der „peak-to-peak“-Methode, der Methode des gleitenden Durchschnitts, des Trendverfahrens, des Hodrick-Prescott-Filters sowie einer Produktionsfunktion mit Daten der Bundesrepublik Deutschland.

Im Falle der reinen Zeitreihenmethoden dienten als Datengrundlage Quartalsdaten des realen saisonbereinigten Bruttoinlandsproduktes.

Bei der Trendmethode wurde das BIP auf eine Konstante und einen gebrochenen Trend regressiert, wobei der Strukturbruch im Trend aufgrund der Wiedervereinigung im ersten Quartal 1991 unterstellt wurde.

Im Falle des Hodrick-Prescott-Filters wurde der Glättungsparameter λ , wie von den Autoren Hodrick und Prescott für Quartalsdaten vorgeschlagen, auf den Wert 1600 gesetzt.

Bei der Produktionsfunktion handelt es sich um eine Cobb-Douglas-Funktion mit konstanten Skalenerträgen. In der Regressionsgleichung wurde das reale BIP pro Beschäftigten durch den realen Kapitalstock pro Beschäftigten sowie einen linearen Trend erklärt, der auch in diesem Fall im ersten Quartal 1991 einen Bruch aufweist. Für die Berechnung des Produktionspotentials wurden anschließend die geschätzten Koeffizienten verwendet, wobei die Beschäftigten durch die Zahl der Erwerbspersonen ersetzt wurde.

Abbildung 1a: Produktionspotential („peak-to-peak“-Methode) und Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1965 bis 2000

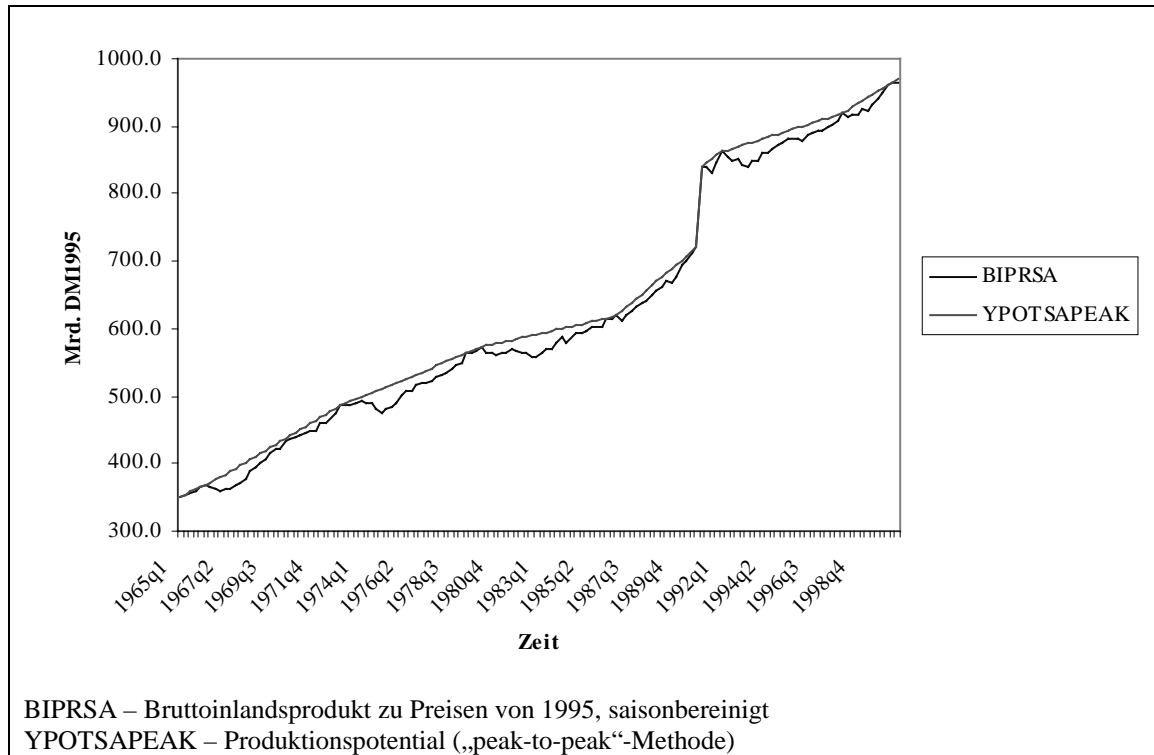


Abbildung 1b: Produktionslücke in Prozent des Produktionspotentials („peak-to-peak“-Methode) im Zeitraum 1965 bis 2000

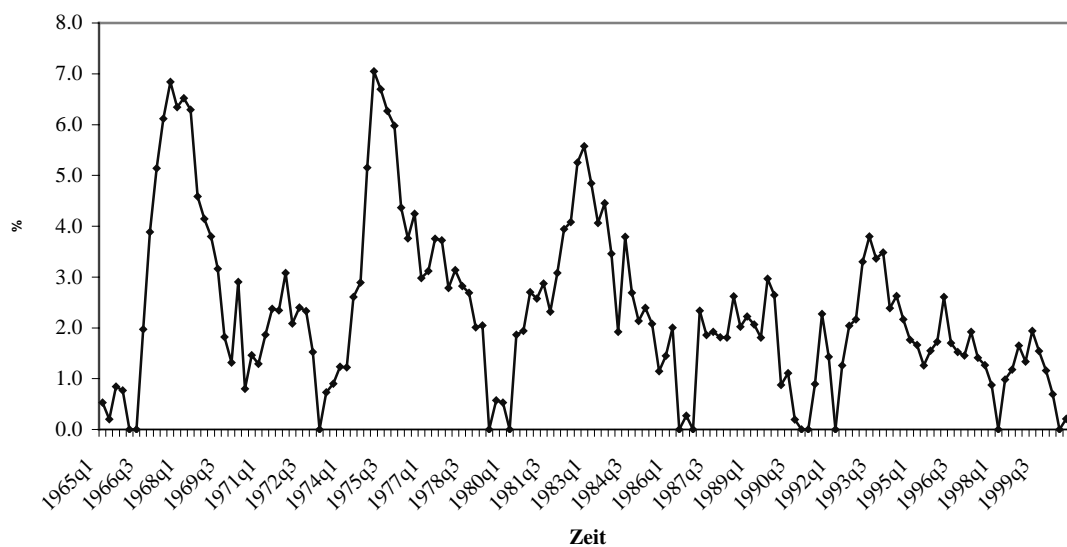


Abbildung 2a: Produktionspotential (gleitender Dreimonats-Durchschnitt) und Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1965 bis 2000

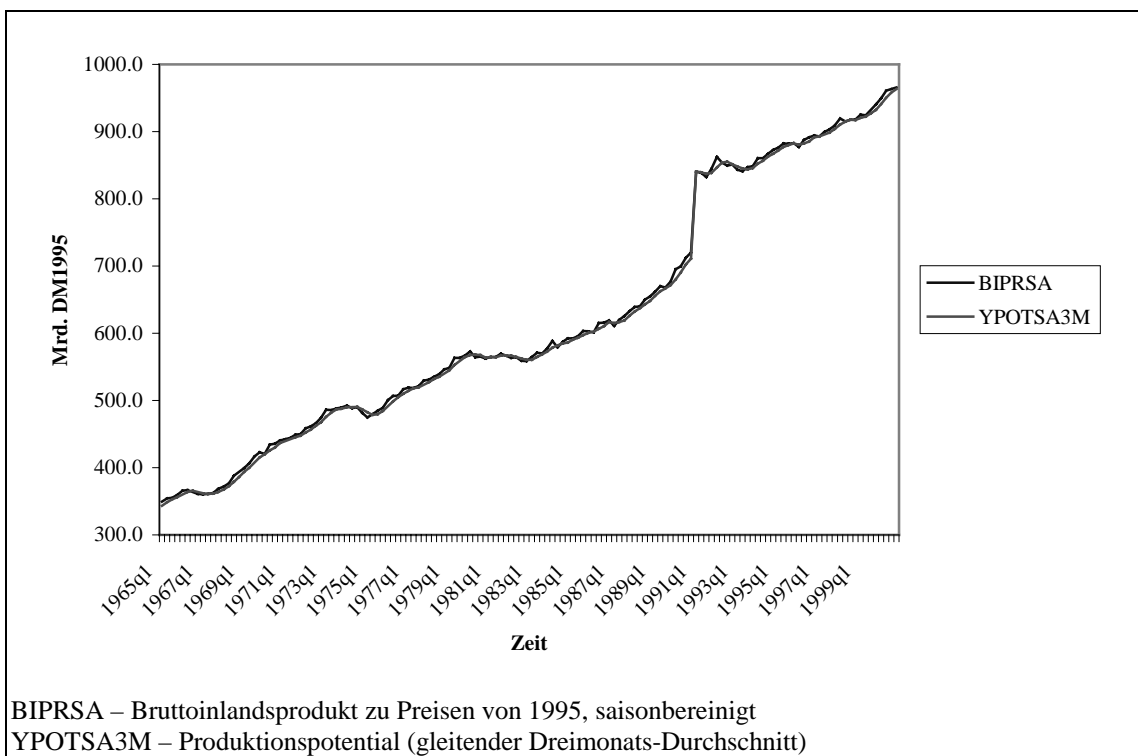


Abbildung 2b: Produktionslücke in Prozent des Produktionspotentials (gleitender Dreimonats-Durchschnitt) im Zeitraum 1965 bis 2000

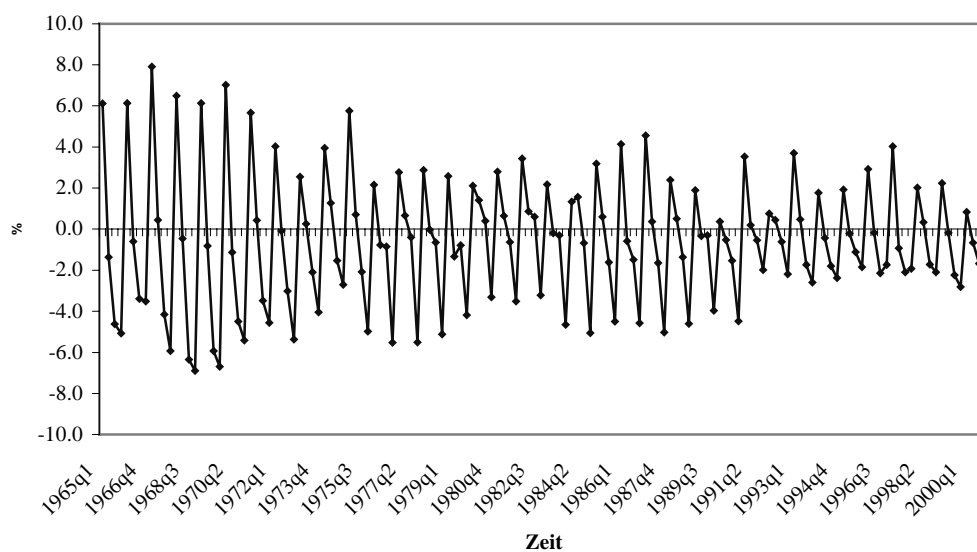


Abbildung 3a: Produktionspotential (Trend-Methode) und Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1965 bis 2000

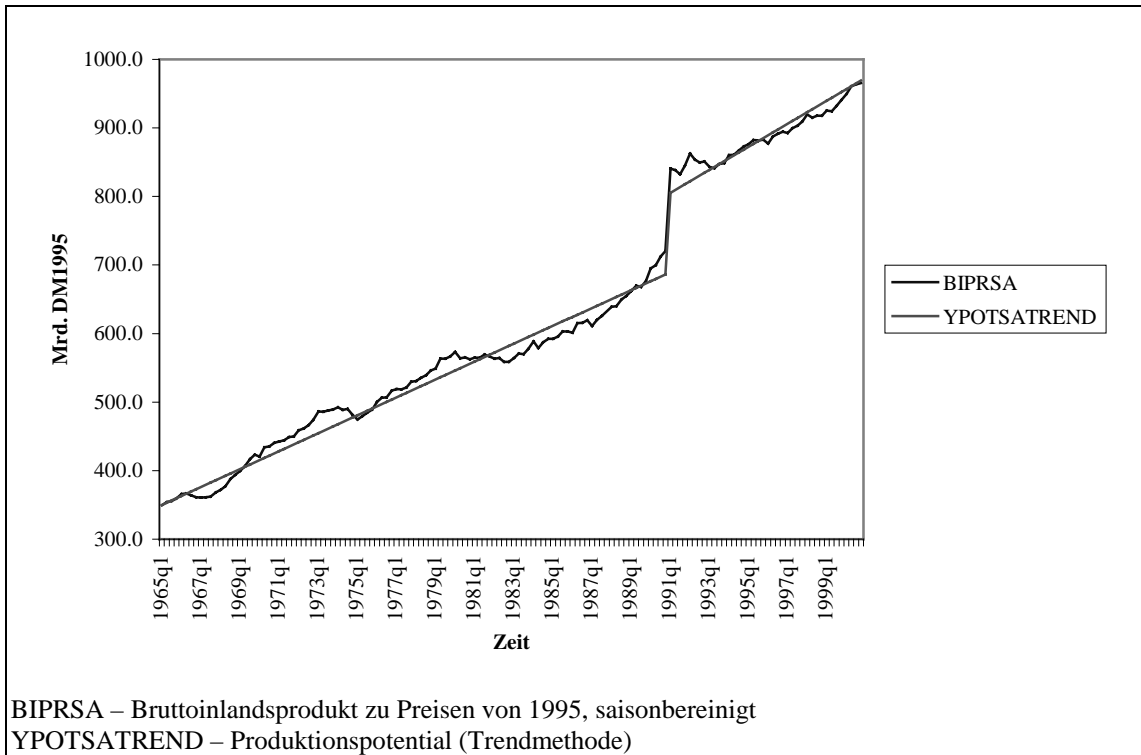


Abbildung 3b: Produktionslücke in Prozent des Produktionspotentials (gleitender Dreimonats-Durchschnitt) im Zeitraum 1965 bis 2000

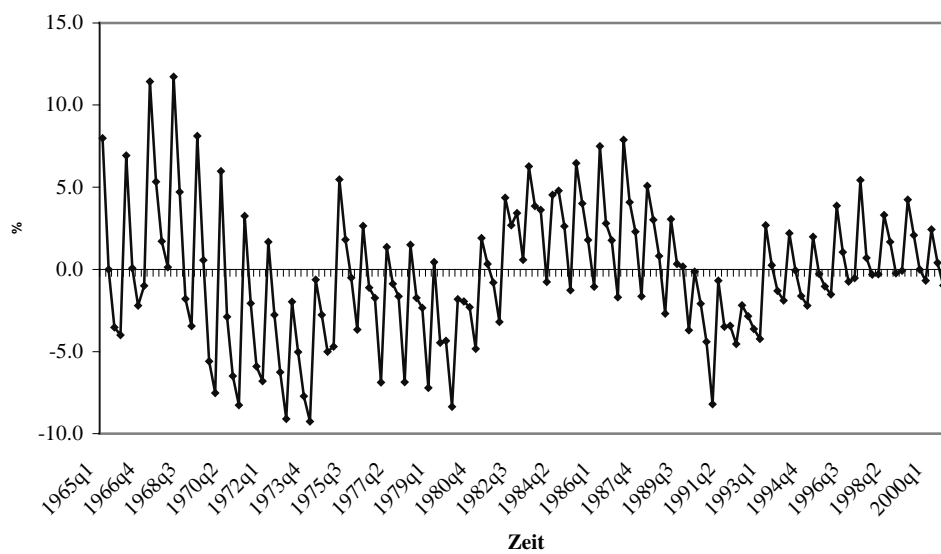


Abbildung 4a: Produktionspotential (Hodrick-Prescott-Filter) und Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1965 bis 2000

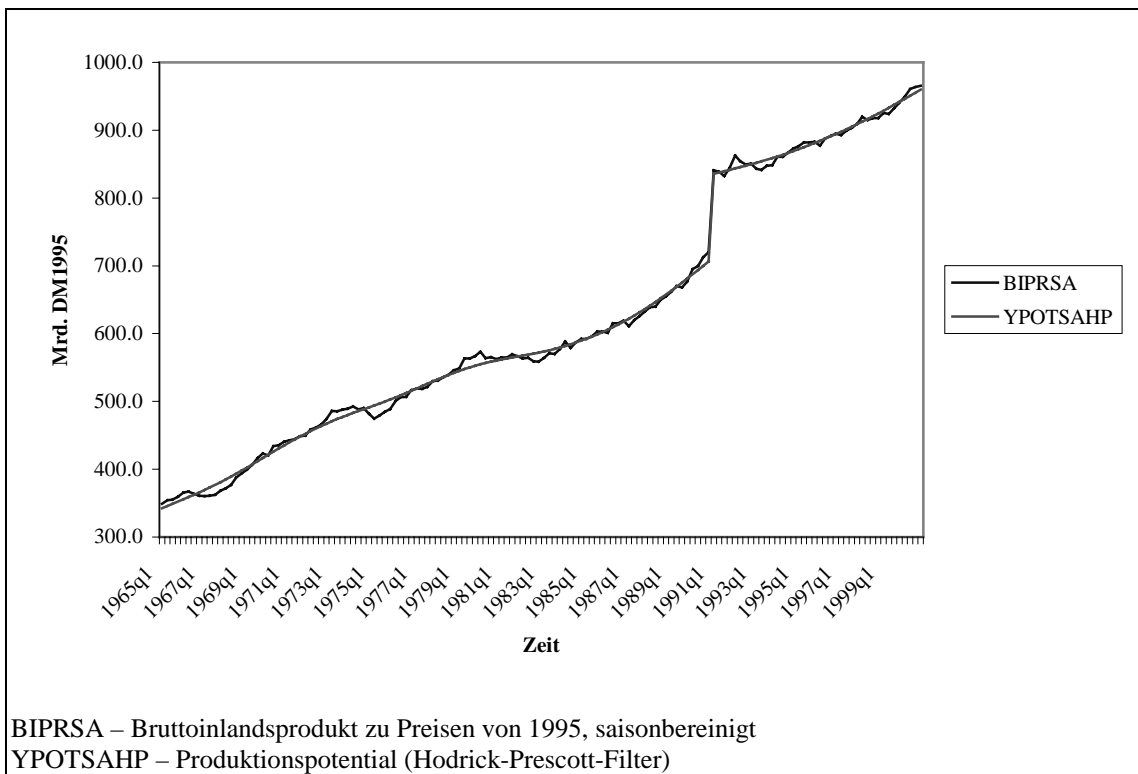


Abbildung 4b: Produktionslücke in Prozent des Produktionspotentials (Hodrick-Prescott-Filter) im Zeitraum 1965 bis 2000

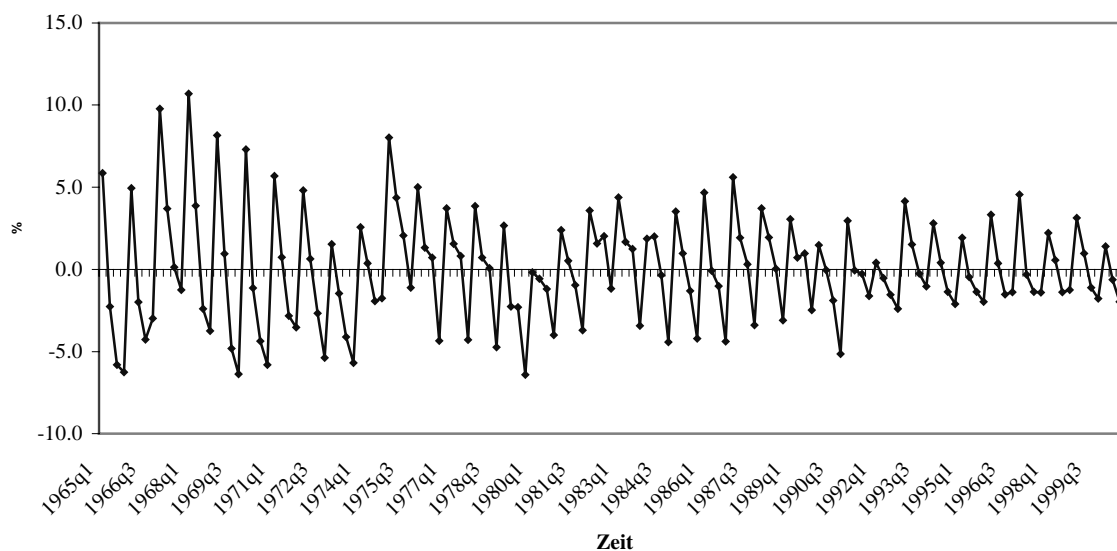


Abbildung 5a: Produktionspotential (Produktionsfunktion) und Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1965 bis 2000

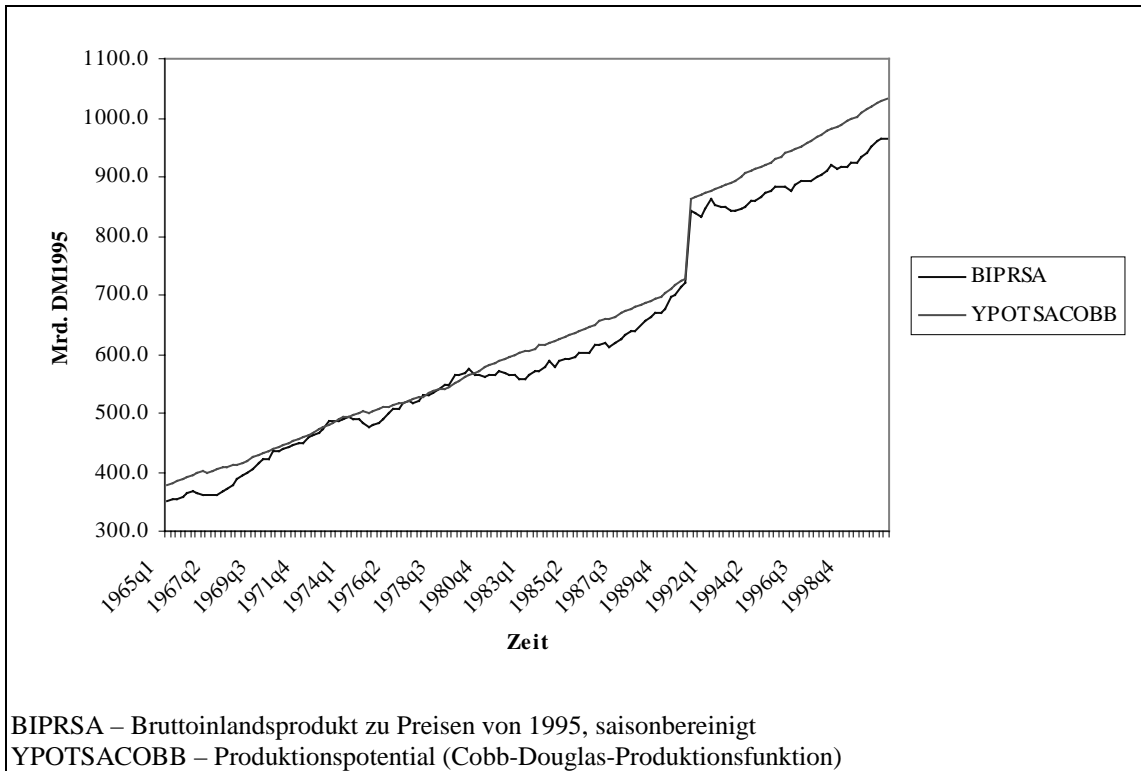
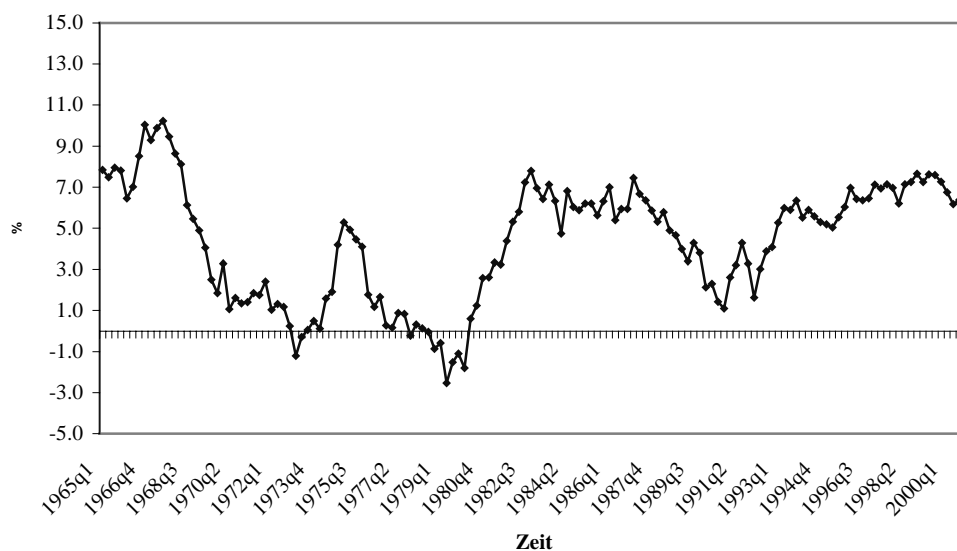
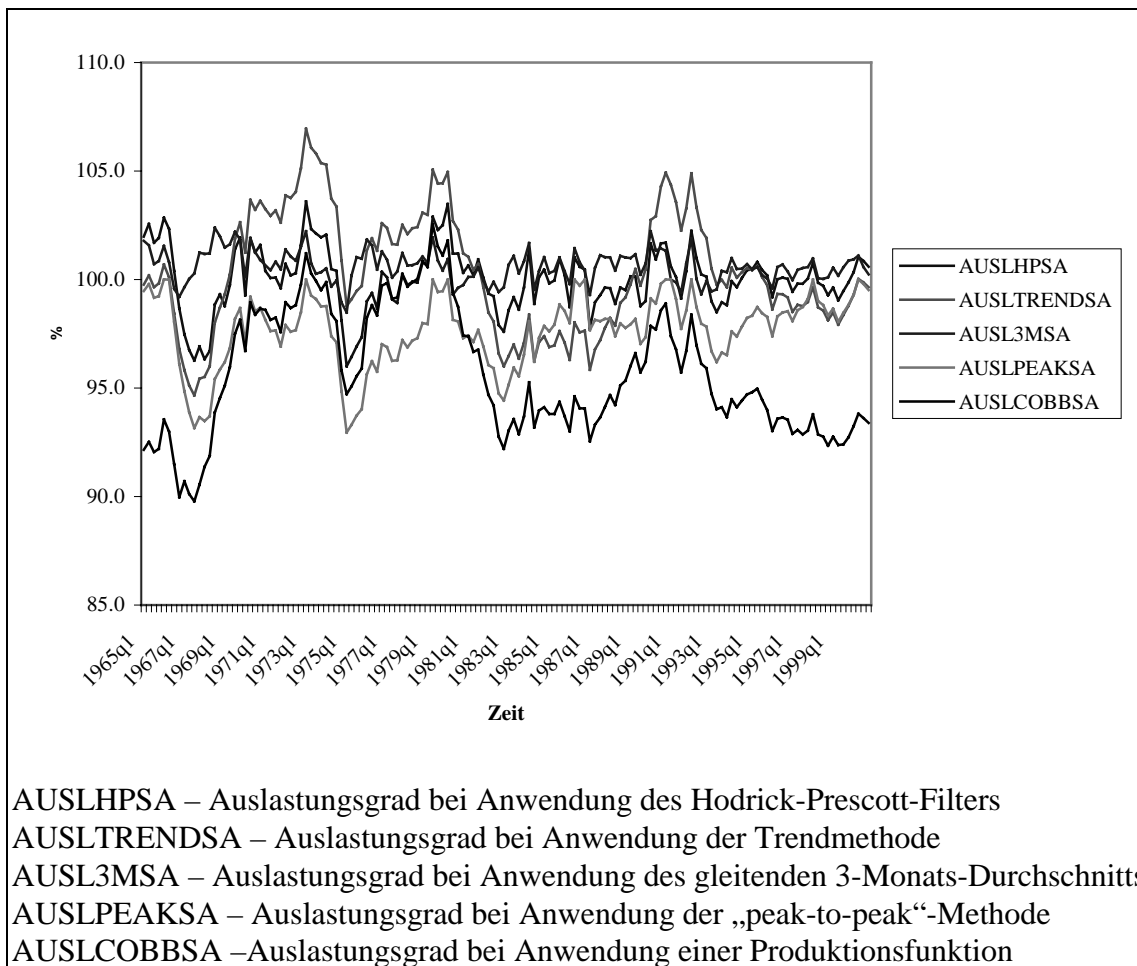


Abbildung 5b: Produktionslücke in Prozent des Produktionspotentials (Cobb-Douglas-Produktionsfunktion) im Zeitraum 1965 bis 2000



Die folgende Abbildung 6 zeigt einen Vergleich des Kapazitätsauslastungsgrades, der sich bei den verschiedenen Potentialkonzepten ergibt.

Abbildung 6: Aus den verschiedenen Potentialkonzepten resultierender Kapazitätsauslastungsgrad im Vergleich



Der Konjunkturverlauf, der sich im zeitlichen Verlauf des Auslastungsgrades widerspiegelt, ähnelt sich bei den unterschiedlichen Potentialkonzepten. Die Größe des Auslastungsgrades sowie der Produktionslücke unterscheidet sich jedoch bei den einzelnen Verfahren. So weist die Produktionslücke bei den Trendverfahren, wie bereits bei der Beschreibung der Potentialkonzepte angedeutet, sowohl positive als auch negative Werte auf, und der Auslastungsgrad schwankt um den Mittelwert 100 Prozent. Im Falle der „peak-to-peak“-Methode hingegen ist die Produktionslücke stets nicht-negativ, und der Auslastungsgrad liegt in den „peak“-Quartalen bei 100 Prozent und in den übrigen Zeiträumen darunter. Die aus der Anwendung der Produktionsfunktion resultierende Produktionslücke ist lediglich in Ausnahmefällen negativ, d.h. der Kapazitätsauslastungsgrad liegt normalerweise unter 100 Prozent.

6 Produktionspotential und „New Economy“

Unter dem Begriff „New Economy“ werden insbesondere die Auswirkungen der Innovationen im Bereich der Informations- und Kommunikationstechnologien (IT) und deren verstärkter Anwendung in anderen Wirtschaftsbereichen zusammengefasst. Diese neuen Technologien ermöglichen einen Anstieg der Produktivität und tragen somit über ein steigendes Produktionspotential zu einem höheren inflationsfreien Wirtschaftswachstum bei.

Die Erhöhung der Produktivität ist auf die folgenden Zusammenhänge zurück zu führen (vgl. Sachverständigenrat 2000, S. 202-204): Preissenkungen bei IT-Produkten führen bei deren Anwendern zu Kostensenkungen. Zudem werden die Unternehmen zu, ebenfalls kostensenkend wirkenden, Prozessinnovationen veranlasst, so beispielsweise im Bereich der Automatisierung von Produktionsabläufen. Darüber hinaus fragen insbesondere Vorleistungsproduzenten IT-Produkte nach. Aufgrund einer hohen Wettbewerbsintensität werden diese gezwungen sein, die Kosteneinsparungen auch an die nachgelagerten Wirtschaftsbereiche weiter zu geben. Ein weiterer Grund für Kostensenkungen ist darin zu sehen, dass die verstärkte Nutzung des Internet die Markttransparenz erhöht sowie Informations- und Transaktionskosten verringert und so zu einer steigenden Preiselastizität der Nachfrage beiträgt. Schließlich kommt es durch den vermehrten Einsatz der Informations- und Kommunikationstechnologien zu Netzwerkvorteilen, da insbesondere in der Softwareindustrie sowohl angebotsseitige als auch nachfrageseitige Skaleneffekte existieren. Angebotsseitige Skaleneffekte resultieren aus der Tatsache, dass die Fixkosten der Softwareproduktion deutlich höher sind als die Kosten der Vervielfältigung. Auf der Nachfrageseite ergeben sich Netzwerkeffekte, da der Einsatz eines Computerprogramms umso effizienter ist, je mehr weitere Anwender dasselbe Programm verwenden. Zudem steigen mit dem Verbreitungsgebiet eines bestimmten Programms für Softwareanbieter die Anreize, zu diesem Programm kompatible Software zu entwickeln (vgl. Sachverständigenrat 2000, S. 216).

Eine Studie für die USA kommt zu dem Ergebnis, dass die Arbeitsproduktivität in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre um ca. 1 Prozentpunkt stärker gewachsen ist als in der ersten Hälfte der neunziger Jahre. Von diesem Produktivitätsfortschritt entfielen 45 Prozent auf den verstärkten Einsatz der IT-Güter in den übrigen Wirtschaftsbereichen. Weitere 25 Prozent sind auf Innovationen bei der Produktion von Computern und Halbleiterchips zurück zu führen (vgl. Oliner/Sichel 2000, S. 18 f.).

Wenn durch die Produktivitätsfortschritte das Produktionspotential stärker wächst, ist dies mit einer geringeren inflationsstabilen Arbeitslosenquote (NAIRU) verbunden, so dass über einen längeren Zeitraum ein höherer inflationsfreier Wachstumspfad erreichbar ist.

7 Zusammenfassung und Ausblick

Der vorliegende Beitrag enthält eine Übersicht über die verschiedenen Verfahren der Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials. Dabei können Unternehmensbefragungen, Zeitreihenmethoden sowie produktionstheoretisch fundierte Verfahren unterschieden werden. Befragungen von Unternehmen bezüglich deren Einschätzung der betrieblichen Kapazitätsauslastung weisen den Vorteil auf, dass bei dieser Methode originäre Daten erhoben werden. Der Nachteil besteht darin, dass das subjektive Element eine große Rolle spielt. Zudem kann zwischen der Kapazitätsauslastung auf einzelwirtschaftlicher und auf gesamtwirtschaftlicher Ebene eine Diskrepanz bestehen. Die Zeitreihenmethoden können danach differenziert werden, ob sie ausschließlich auf einer beobachtbaren Reihe wie dem tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt oder der Bruttowertschöpfung beruhen oder darüber hinaus Informationen aus anderen Reihen einbeziehen. Schließlich können statistische Methoden herangezogen werden, die die unbeobachtbaren Größen Produktionspotential und inflationsstabile Arbeitslosenquote (NAIRU) gemeinsam unter Berücksichtigung von Annahmen bezüglich der Wirkung exogener Schocks sowie hinsichtlich der autoregressiven Struktur der genannten Aggregate schätzen. Diese Methoden weisen gegenüber einfachen Trendberechnungen den Vorteil auf, dass sie sich auf die ökonomische Theorie stützen. Noch einen Schritt weiter hinsichtlich der expliziten Berücksichtigung der verschiedenen Einflussfaktoren des Produktionspotentials geht die Schätzung mittels einer Produktionsfunktion.

Für die Identifizierung der Auswirkungen von Produktivitätssteigerungen durch die Entwicklungen der „New Economy“ scheint die Potentialschätzung mit einer makroökonomischen Produktionsfunktion sowie mit einer Systemschätzung des Produktionspotentials gemeinsam mit der inflationsstabilen Arbeitslosenquote NAIRU am besten geeignet zu sein.

Die Anwendung einiger der in dieser Arbeit diskutierten Potentialkonzepte für die Bundesrepublik Deutschland zeigt, dass die resultierenden Kapazitätsauslastungsgrade einen ähnlichen zeitlichen Verlauf aufweisen.

Im Weiteren werden Potentialschätzungen auch mit Daten des Euroraumes sowie der USA durchgeführt werden. Einen weiteren Schwerpunkt der künftigen Forschungsarbeiten wird die Quantifizierung der Effekte bilden, welche von den Entwicklungen der „New Economy“ auf das Produktionspotential ausgehen. Zudem sollen die Zusammenhänge zwischen dem Produktionspotential und dem makroökonomischen Policy-Mix herausgearbeitet werden.

Literaturverzeichnis

- Apel, M., P. Jansson (1999), *System estimates of potential output and the NAIRU*, Empirical Economics 24, S. 373-388.
- Beveridge, S. C. Nelson (1981), *A new approach to decomposition of economic time series into transitory and permanent components with particular attention to measurement of the business cycle*, Journal of Monetary Economics 7, S. 151-174.
- Blanchard, O.J., D. Quah (1989), *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, American Economic Review 79, S. 655-673.
- Brouwer, G. de (1998), *Estimating Output Gaps*, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9809.
- Cerra, V., S.Ch. Saxena (2000), *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden*, IMF Working Paper WP/00/59.
- Conway, P., B. Hunt (1997), *Estimating Potential Output: a semi-structural approach*, Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper No. G97/9
- Deutsche Bundesbank (1995), *Das Produktionspotential in Deutschland und seine Bestimmungsfaktoren*, Monatsbericht August 1995, S. 41-56.
- Döpke, J. (1993), *Alternative Ansätze zur Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials*, Kieler Arbeitspapier Nr. 591, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Europäische Zentralbank (1999), *Die stabilitätsorientierte geldpolitische Strategie des Eurosystems*, Monatsbericht Januar 1999, S. 43-56.
- Europäische Zentralbank (2000), *Potenzialwachstum und Produktionslücke: Begriffsabgrenzung, Anwendungsbereiche und Schätzergebnisse*, Monatsbericht Oktober 2000, S. 39-50.
- Evans, G., L. Reichlin (1994), *Information, forecasts, and measurement of the business cycle*, Journal of Monetary Economics 33, S. 233-254.
- Giorno, C. et. al. (1995), *Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances*, OECD Economics Department Working Paper No. 152.
- Görzig, B. (1985), *Die Berechnung des Produktionspotentials auf der Grundlage eines capital-vintage-Modells*, DIW, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 54/4, S. 375-382.
- Görzig, B. (2000), *Neuberechnung des Produktionspotentials für Branchen des verarbeitenden Gewerbes*, DIW, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 69/1, S. 88-108.
- Harvey, A.C., A. Jaeger (1993), *Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle*, Journal of Applied Econometrics 8, S. 231-247.
- Hodrick, R.J., E. Prescott (1981), *Postwar US business cycles: an empirical investigation*, Carnegie Mellon University, Discussion Paper No. 451.

-
- Hodrick, R.J., E. Prescott (1997), *Postwar US business cycles: an empirical investigation*, Journal of Money, Credit and Banking 29/1, S. 1-16.
- Johansen, S. (1991), *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, Empirica 59/6, S. 1551-1580.
- King, R.G., Ch.I. Plosser, J.H. Stock, M.W. Watson (1991), *Stochastic Trends and Economic Fluctuations*, American Economic Review 81/4, S. 819-840.
- Laxton, D., R. Tetlow (1992), *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*, Bank of Canada, Technical Report No. 59.
- Lindlbauer, J.D. (1989), *Die Umfragen des Ifo-Instituts: Fragestellung, Datenerfassung und Auswertung*, in: Oppenländer, K.H., G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der Ifo-Umfragen*, Berlin, München.
- Müller, A. (1998), *Kapitalstock und Produktionspotential im privaten und öffentlichen Sektor Deutschlands*, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden.
- Okun, A. (1962), *Potential GDP: Its measurement and significance*, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association.
- Oliner, S.D., E. Sichel (2000), *The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?*, Journal of Economic Perspectives 14/4, S. 3-22.
- Sachverständigenrat zur Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1993), *Jahresgutachten 1993/94*, Verlag Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- Sachverständigenrat zur Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1997), *Jahresgutachten 1997/98*, Verlag Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- Sachverständigenrat zur Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2000), *Jahresgutachten 2000/01*, Verlag Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- Stark-Veitel, G., U. Westphal (1985), *Schätzung des Produktionspotentials mit einem Putty-Clay-Ansatz*, Ifo-Studien: Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung 31/4, S. 269-294.